

Prima de riesgo y Tipos de Cambio Esperados: Evidencia en la Relación Pta./\$

Zenón Jiménez Ridruejo*
Carmen Lorenzo Lago**

** Dpto. de Fundamentos del Análisis Económico*

*** Dpto. de Economía Aplicada. Estadística y Econometría
Universidad de Valladolid*

En general se presume que un mercado es eficiente si los precios reflejan plenamente toda la información disponible¹ en un momento determinado, de modo que cualquier modificación en el conjunto de la información disponible es plenamente recogido por el mercado y reflejado en sus precios de tal forma que sería imposible obtener beneficios anormales.

El equilibrio del mercado de cambios y la eficiencia del mismo reclaman conjuntamente, bajo la hipótesis de neutralidad al riesgo, la satisfacción de la condición

$$E_t S_{t+n} - f_t^{t+n} = 0$$

donde E_t representa la esperanza del tipo de cambio spot condicionada por el conjunto de información disponible, y n el plazo de vencimiento del tipo forward.

Su incumplimiento puede implicar, por lo mismo, la existencia de «primas de riesgo», la ineficiencia o ambas circunstancias a la vez.

Sentadas las bases para el contraste de la eficiencia en el mercado de cambios², la presencia de sesgos entre el tipo de cambio «spot esperado» y el tipo «forward» podría justificarse en la incertidumbre derivada del mantenimiento de activos líquidos externos.

1. Vid: Fama, E. (1970): «Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work», p. 238.

2. Dichas bases han sido inicialmente evaluadas para las relaciones Pta./\$ por Jiménez-Ridruejo Z. (1985), p. 39, y Pi Anguita, J. (1989), p. 167, empleando datos mensuales y corroborados por Ayuso, J., Dolado, S.J., y Sosvilla-Rivero, S. (1992), p. 111, utilizando datos diarios.

Sin embargo, desde un punto de vista estrictamente financiero, el riesgo de un activo no dimana de los cambios aislados de su rendimiento, sino de su contribución a la variabilidad de una «cartera» de forma conjunta. Activos que tienen una covarianza positiva con el conjunto de la cartera, generan una contribución positiva a la varianza total de la «cartera» y provocan la presencia de una prima de riesgo positiva y viceversa.

En términos del tipo de cambio, si los rendimientos de una moneda covarían negativamente con los rendimientos globales de la «cartera», los inversores estarían dispuestos a pagar un precio para incluir dicha moneda en la misma con objeto de reducir el riesgo total de la inversión; en cuyo caso podría esperarse una disparidad entre el «spot» futuro y el «forward» al plazo señalado.

La prima de riesgo confirma, de esta forma, la imperfecta sustituibilidad de los activos denominados en monedas diferentes y por tanto su análisis debería realizarse en el ámbito de los modelos de «precio de activos» que suponen un comportamiento optimizador del inversor respecto a su tenencia de activos dotados de riesgo de acuerdo al criterio de Markowitz de la «media-varianza».

En este contexto, se han desarrollado hipótesis en relación a los determinantes teóricos de la prima de riesgo según el origen de la incertidumbre. En un determinado tipo de análisis fundamentado en el endeudamiento externo, se presume que la prima de riesgo varía con la aversión total al riesgo derivado de la apreciación o depreciación y con los valores de las varianzas y covarianzas de los tipos de cambios ponderadas por los valores del endeudamiento neto relativo de los países correspondientes³.

Otros enfoques⁴, bajo el supuesto de que existe incertidumbre en relación a los precios o las tasas de inflación, indican que la «prima de riesgo» en el mercado «forward» se relaciona con la medida de la aversión al riesgo y con la covarianza entre los tipos de cambio y los rendimientos reales de los activos internacionales. En dichos modelos, una medida de la prima de riesgo derivaría de las disparidades del poder de compra de la moneda de los países.

Finalmente, en los últimos años, dentro del contexto de los modelos intertemporales de generaciones sucesivas, se ha demostrado que basta con la existencia de ofertas monetarias y dotaciones de bienes aleatorias para que se generen primas de riesgo variables en el mercado «forward». Un premio positivo supone compensar a un sujeto

3. Este es el enfoque presentado por B. Solnik (1974): «An Equilibrium Model of the International Capital Market», pp. 500-524.

4. Vid. especialmente Kouri, P. (1977): «International Investment and the Interest Rate Linkages Under Flexible Exchange Rates», pp. 84-85, y Fama, E., y Farber, A. (1979): «Money Bonds and Foreign Exchange», pp. 639-649.

avverso al riesgo para equilibrar los efectos indeseados de un incremento en la variabilidad del consumo cuando el nivel de consumo es bajo⁵.

1. PRIMA DE RIESGO Y EVOLUCIÓN DEL PODER DE COMPRA

Si aceptamos los principios de una evidencia parcial y suponemos que existe una prima de riesgo variable vinculada a contenidos nominales y reales, dicha variabilidad deberá ser evaluada, como ya hemos planteado, a través de las relaciones de las operaciones de arbitraje a interés en el mercado «forward» de cambios, pudiendo, además, ser observada explícitamente en los bonos nominales relevantes denominados en ambas monedas relacionándolas con las desviaciones de la paridad del poder adquisitivo.

Supuesto que se cumplen las condiciones de paridad cubierta de los tipos de interés y no se producen posibilidades de beneficio a través de procesos de arbitraje, debe satisfacerse que:

$$F_t^{t+n} = S_t \frac{P_{bt}^*}{P_{bt}}$$

donde

$$P_{bt} \frac{1}{i_t} \quad y \quad P_{bt}^* \frac{1}{i_t^*}$$

denotan los precios de los bonos nacionales y extranjeros de rendimiento unitario, respectivamente.

Por otra parte, el cumplimiento de la paridad del poder adquisitivo implica que:

$$S_t = k \frac{P_t}{P_t^*}$$

5. Vid.: P. Labadie (1986): «Competitive Dynamics Risk Premia in a Overlapping Generations Model», pp. 139-152 y, especialmente, A. Sibert (1989): «The Risk Premium in the Foreign Exchange Market», pp. 49-65.

y las desviaciones de la misma podrían expresarse como:

$$D_t = \frac{S_t}{P_t} \neq 1$$

$$k = \frac{P_t}{P_t^*}$$

Tomando en consideración estas expresiones y tomando logaritmos, tal que:

$$s_t = \ln S_t$$

$$f_t^{t+n} = \ln F_t^{t+n} = s_t + i_t - i_t^*$$

$$d_t = \ln D_t = s_t + p_t^* - p_t$$

tendríamos una expresión de las diferencias ex-post entre el tipo de cambio «forward» y el «spot» futuro, tal que:

$$s_{t+n} - f_t^{t+n} = (\pi_{t+n} - \pi_{t+n}^*) + (d_{t+n} - d_t) - (i_t - i_t^*)$$

donde:

$$\pi_{t+n} = (p_{t+n} - p_t), \pi_{t+n}^* = (p_{t+n}^* - p_t^*)$$

$$i_t = E_t r_{t+n} + E_t \pi_{t+n}, i_t^* = E_t r_{t+n}^* + E_t \pi_{t+n}^*$$

por lo que:

$$s_{t+n} = E_t(r_{t+n}^* - r_{t+n}) + (\pi_{t+n} - E_t \pi_{t+n}) - (\pi_{t+n}^* - E_t \pi_{t+n}^*) + (d_{t+n} - d_t) + f_t^{t+n}$$

si aceptamos la existencia de expectativas racionales en las tasas de inflación:

$$\pi_{t+n} = E_t \pi_{t+n}$$

$$\pi_{t+n}^* = E_t \pi_{t+n}^*$$

la expectativa condicionada del tipo de cambio spot futuro sería:

$$E_t s_{t+n} = E_t(r_{t+n}^* - r_{t+n}) + E_t(d_{t+n} - d_t) + f_t^{t+n}$$

El error de predicción, si existe, vendría determinado básicamente por diferencias en la estructura de los tipos de interés real de ambos países y por las desviaciones esperadas en torno a la paridad del poder adquisitivo de las monedas respectivas. Así, dicho error desaparecería si $E_t(r_{t+n}^* - r_{t+n}) = -E_t(d_{t+n} - d_t)$ pero esta opción es una improbable casualidad.

Por lo tanto, a la luz de este planteamiento⁶ las causas últimas de las desviaciones entre el «spot» futuro y el «forward» y el origen de las primas de riesgo variables serían: Por una parte, la diferencia en las estructuras temporales de los tipos de interés o rendimiento de los títulos entre los países involucrados ($r_{t+n}^* - r_{t+n}$), bien porque evidencian riesgos diferentes o porque existen controles de capital que limitan la libre circulación del mismo. En segundo lugar, pueden ser debidas al incumplimiento de las condiciones previstas sobre la paridad de los poderes adquisitivos de las monedas comprometidas y, finalmente, por la ausencia de racionalidad en las expectativas sobre la tasa de inflación.

Si asumimos la ausencia de cualquier desviación en torno a la paridad del poder adquisitivo respecto a las existentes, tal que $E_t d_{t+n} = d_t$, entonces todos los errores de previsión estarían vinculados a las diferencias en los rendimientos esperados de los títulos:

$$s_{t+n} - f_t^{t+n} = E_t(r_{t+n}^* - r_{t+n})$$

una forma contrastable de dicha expresión sería:

$$s_{t+n} - f_t^{t+n} = a_0 + a_1 E_t(r_{t+n}^* - r_{t+n}) + u_{t+n}$$

donde la aceptación de la hipótesis de expectativas insesgadas exige el cumplimiento de $a_0 = 0$, $a_1 = 1$ y $E_t u_{t+n} = 0$. Dicha aceptación reclama no sólo que la prima de riesgo sea la causa de las desviaciones entre «spot» y «forward», sino también el supuesto de la ausencia de desviaciones imprevistas en la paridad del poder de compra.

Como es obvio, no disponemos de evidencia en torno a las expectativas sobre el diferencial de interés real, por lo cual, aceptando la existencia de expectativas racionales:

6. Inicialmente formulado por R. Korajczyk (1985): «The Pricing of Forward Contracts for Foreign Exchange», pp. 346-368, quien obtiene resultados sustancialmente insatisfactorios en los errores de predicción del tipo de cambio «forward». En el mismo sentido ver R. Sweeney (1986): «Beating the Foreign Exchange Market», pp. 163-181 y, especialmente, R. Levine (1989): «The Pricing of Forward Exchange Rates», pp. 163-179, cuyo contraste revela que las diferencias en los tipos de interés real es el único componente sistemático del error de predicción y que los tipos «forward» incorporan los movimientos anticipados del tipo de cambio «spot» real.

$$r_{t+n}^* - r_{t+n} = E_t(r_{t+n}^* - r_{t+n}) + \varepsilon_{t+n}$$

donde $E_t \varepsilon_{t+n} = 0$, por lo que:

$$[1] s_{t+n} - f_t^{t+n} = a_0 + a_1(r_{t+n}^* - r_{t+n}) + v_{t+n}$$

$$\text{donde } v_{t+n} = u_{t+n} - a_1 \varepsilon_{t+n}$$

Naturalmente en dicha expresión, los errores están correlacionados con las variables independientes puesto que:

$$\text{Cov}[v_{t+n}, (r_{t+n}^* - r_{t+n})] = -a_1 \text{Var}(\varepsilon_{t+n}) + \text{Cov}[\varepsilon_{t+n}, u_{t+n}] \neq 0$$

ya que u_{t+n} y ε_{t+n} son ortogonales al conjunto de información.

La correlación entre v_{t+n} y el diferencial de interés real $r_{t+n}^* - r_{t+n}$ implicaría que los estimadores mínimo cuadrático ordinarios de los parámetros a_i para $i=0,1$ en [1] serían inconsistentes, por lo que es necesaria una estimación mínimo cuadrática multietápica.

El modelo podría ampliarse al análisis de la autocorrelación en los errores de predicción, tal que:

$$[2] s_{t+n} - f_t^{t+n} = a_0 + a_1(r_{t+n}^* - r_{t+n}) + a_2(s_{t+n-1} - f_{t-1}^{t+n-1}) + u_{t+n}$$

contrastando la hipótesis nula $a_0=a_2=0$, $a_1=1$ y $E_t u_{t+n} = 0$. Y, alternativamente al caso del premio forward, tal como

$$s_{t+n} - f_t^{t+n} = a_0 + a_1(r_{t+n}^* - r_{t+n}) + a_2(f_t^{t+n} - s_t) + u_{t+n}$$

como componentes del conjunto de información disponible en el momento de la realización del contrato forward si, como ha señalado Levine⁷, el tipo forward además de una prima de riesgo incorpora algún otro elemento sistemático (tal como el premio forward) disponible informativamente a la firma del contrato forward, entonces las diferencias entre el spot futuro y el forward van más allá de la existencia de una simple diferencia en la estructura de los tipos de interés reales.

En este contexto, parece oportuno evaluar igualmente la capacidad explicativa de las variaciones del tipo de cambio anticipado real como una hipótesis alternativa a las diferencias en los tipos de interés real. Si en la expresión:

7. El contraste realizado por R. Levine (1989) Ibid. p. 170 y ss. revela que mientras $(s_{t+n-1} - f_{t-1}^{t+n-1})$ tiene un escaso poder de predicción por encima del proporcionado por el diferencial de tipos de interés real de los activos, el premio forward $(f_t^{t+n} - s_t)$ parece formar parte de los elementos básicos en la determinación del error de predicción.

$$E_t[s_{t+n} - f_t^{t+n}] = E_t[r_{t+n}^* - r_{t+n}] + E_t[d_{t+n} - d_t]$$

aceptamos la posibilidad, no rechazada en algunos de los contrastes precedentes⁸, de que las diferencias entre los tipos esperados de rendimiento real sean constantes para los países industrializados, tal que:

$$E_t[r_{t+n}^*] - E_t[r_{t+n}] = k$$

entonces tendríamos que:

$$E_t[s_{t+n} - f_t^{t+n}] = E_t[d_{t+n} - d_t] + k$$

lo que permitiría efectuar un contraste del tipo:

$$[3] \quad s_{t+n} - f_t^{t+n} = a_0 + a_1 E_t(d_{t+n} - d_t) + a_2 X_t + u_{t+n}$$

donde X_t sería un subconjunto del conjunto o paquete informativo I_t , y donde la hipótesis nula $a_0=a_2=0$ y $a_1=1$ expresa que las variaciones del tipo de cambio anticipado real recogen las discrepancias entre el «forward» y el «spot» futuro. El rechazo de dicha hipótesis implicaría que dichas variaciones no son el único componente sistemático del sesgo forward, sino que habría que considerar asimismo, las diferencias entre los tipos esperados de rendimiento real.

Si el coeficiente a_1 fuese significativamente diferente de la unidad, podría deberse a que existe alguna correlación entre el diferencial de los tipos de interés real y la tasa esperada de variación del tipo de cambio real. Finalmente, el no rechazo de la hipótesis $a_2=0$ implicaría, que el resto de la información disponible a la firma del contrato forward es inútil en la predicción de las diferencias entre los tipos spot futuro y forward.

Siendo $E_t[d_{t+n} - d_t]$ no observable podríamos establecer como hemos visto anteriormente, un procedimiento de estimación multietápico incorporando la hipótesis de formación racional de expectativas⁹, tal que:

$$d_{t+n} - d_t = E_t[d_{t+n} - d_t] + e_{t+n}$$

8. Vid.: especialmente los trabajos de R. Cumby y M. Obstfeld (1984): «International Interest Rate Linkages under Flexible Exchange Rates: A Review of Recent Evidence», pp. 121-152 y Huang R.D. (1988): «Risk and Parity in Purchasing Power».

9. Este procedimiento es descrito y empleado por R. Levine (1991): «The Forward Exchange Rate Bias», pp. 359-369, con excelentes resultados.

lo que permitiría inicialmente una estimación en torno a la capacidad de las variaciones en las expectativas del tipo de cambio real para afectar al error de predicción forward¹⁰, tal que:

$$[4] \quad s_{t+n} - f_t^{t+n} = a_0 + a_1(d_{t+n} - d_t) + v_{t+n}$$

donde: $v_{t+n} = u_{t+n} - a_1 \varepsilon_{t+n}$

Obviamente la expresión [4] recoge variables retrasadas de la variable dependiente ya que $d_t = s_t + p_t^* - p_t$, por lo que se hace preciso un análisis posterior sobre la correlación serial en los residuos.

La variable X_t que podríamos introducir en la ecuación anterior, recogería el resto de la información, así, podría incluir la propia prima retardada $X_t = s_{t+n-1} - f_{t-1}^{t+n+1}$ en un intento de recoger el efecto de autocorrelación señalado por Hansen y Hodrick¹¹, el premio forward $X_t = f_t^{t+n} - s_t$ en línea con los argumentos ya expuestos desarrollados por Hodrick y Srivastava¹² o, incluso, una media móvil del diferencial de los tipos de interés reales de un período precedente suficientemente largo

$$X_t = \frac{\sum_{i=1}^n (r_t - r_t^*)}{n}$$

X_t en línea con los argumentos que Fama y Gibbons¹³, en un proceso de regresión mínimo cuadrática multitípica.

10. Alternativamente, se podrían incorporar al proceso otras variables instrumentales a través de la expresión:

$$d_{t+n} - d_t = \delta Y_t + \zeta_{t+n}$$

donde Y_t recogería variables directamente relacionadas con las diferencias de los tipos de cambio efectivo real, tales como el propio tipo de cambio real retardado, la relación real de intercambio retardada, la balanza comercial o su tasa de crecimiento retardada, entre otras. Los resultados reportados por Levine R. (1991) p. 363 son, sin embargo, escasamente significativos.

11. Hansen, L.P. y Hodric, R.J. (1980): «Forward Exchange Rates as Optimal Predictors of Future Spot Rates: An Econometric Analysis», p. 829.

12. Hodrick, R.J. y Srivastava, S. (1984): «An Investigation of Risk and Return in Forward Foreign Exchange», pp. 5-29.

13. Fama, E. y Gibbons, M. (1984): «A Comparison of Inflation Forecast», pp. 327-348.

El análisis de todos estos elementos, permite razonablemente establecer que los movimientos anticipados del tipo de cambio real explican sustancialmente la prima de riesgo y son un componente que debe tomarse en cuenta a la hora de evaluar las variaciones sistemáticas existentes entre el «forward» y el «spot» futuro.

2. EVIDENCIA EMPÍRICA

El método de estimación de la hipótesis formulada en torno a la prima de riesgo que ha sido utilizado, es el método de Mínimos Cuadrados Bietápico (MCB), dado que en todo momento las variables explicativas en las expresiones [1]-[4] no son directamente observables, lo que implica un problema de correlación entre dichas variables y la perturbación aleatoria. De esta forma se obtienen estimadores consistentes de los parámetros.

El contraste realizado de las expresiones [1] y [2], utilizando como variables instrumentales en la estimación, los errores de predicción del tipo forward, los diferenciales de interés retrasados en un período y las tasas de crecimiento de la M3 y de los ALP, proporcionan resultados no significativos y permiten el rechazo de las hipótesis, tanto individuales como conjuntas, sobre todos y cada uno de los parámetros del modelo en plazos de uno y tres meses.

En cuanto a la expresión [3], en el modelo de prima de riesgo forward a un mes, las variables instrumentales estudiadas en relación con las variaciones del tipo de cambio anticipado real fueron, además de la constante:

- a) Las variaciones del tipo de cambio real anticipado retrasadas en un mes.
- b) Los errores de predicción del tipo forward retardados en un mes.
- c) La tasa de crecimiento del tipo de cambio efectivo real.
- d) La tasa de crecimiento de las reservas centrales del Banco de España.
- e) La tasa de crecimiento de la relación real de intercambio entre España y los Estados Unidos retardada en un mes.
- f) El premio forward.
- g) Las medias móviles sobre los doce meses precedentes del saldo de la balanza corriente española.

Tales instrumentos fueron seleccionados sobre la basa de una presunta relación teórica y una efectiva correlación empírica observada respecto a las variaciones del tipo de cambio real.

El estudio preliminar de correlación efectuado de dichas variables con las variaciones del tipo de cambio real anticipado, conjuntamente con los análisis de regresión de la primera etapa, sugirieron la selección de las tres primeras a), b) y c). Dicha

evidencia remarca, por otra parte, la escasa influencia estadística de algunas variables que podríamos considerar teóricamente significativas, tales como la variación de las reservas centrales, los saldos de la balanza corriente o la evolución de la relación real de intercambio entre España y los Estados Unidos sobre el tipo de cambio real de la peseta respecto al dólar.

El cuadro 1a muestra los resultados de la estimación MCB de la expresión [3] para una muestra de datos mensuales desde marzo de 1975 hasta mayo de 1993.

La regresión es claramente significativa para cualquier nivel de significación, con un valor muestral del estadístico $F = 202,7$. Los datos rechazan la hipótesis $\beta_1 = 1$ para cualquier nivel de significación superior al 0,7%. Sin embargo, la hipótesis conjunta $\beta_0 = 0$ y $\beta_1 = 1$ se rechazaría para un nivel de significación igual al 5%, pero no para un 1%. Asimismo, el estadístico Q de Box & Pierce no rechaza la hipótesis de incorrelación tanto para un nivel del 5% como para el 1%.

Si aceptamos que los tipos de interés reales esperados de ambos países mantuviesen a corto plazo un diferencial constante, podríamos incluir un subconjunto X_t del conjunto informativo I_t , que permitiría recoger otra información relevante en la determinación de la prima de riesgo, tal como el premio forward, el promedio del tipo de interés diferencial de los meses precedentes o la propia prima de riesgo retardada en un período.

La inclusión de las dos primeras variables, el premio forward ($f_t - s_t$) y el diferencial promedio de intereses

$$DFTI = \sum_{t=1}^{12} \frac{r_t - r_t^*}{12}$$

mejoran sustancialmente la regresión efectuada, permitiendo que en ninguno de los casos se rechacen ni individual ni conjuntamente las hipótesis a contrastar (cuadros 1b y 1c).

Cuadro 1a

$$s_{t+1} - f_t = \beta_0 + \beta_1(d_{t+1} - d_t) + u_{t+1}$$

(Marzo 1975-Mayo 1993)

β_0 (D.T)	β_1 (D.T)	Q (Valor P)	CHI2($\beta_0=0$) (Valor P)	CHI2($\beta_1=1$) (Valor P)	CHI2($\beta_0=0, \beta_1=1$) (Valor P)
-0,0014 (0,001)	0,842 (0,058)	28,39 (0,24)	1,503 (0,22)	7,32 (0,007)	8,58 (0,013)

Q: estadístico de Box & Pierce

(D.T.): Desviaciones Típicas

CHI2: valor del estadístico que contrasta la hipótesis nula correspondiente

Valor P: Probabilidad asociada al estadístico CHI2. La hipótesis es rechazada para niveles superiores (en porcentaje) al indicado por la Probabilidad y no rechazada para niveles inferiores.

Cuadro 1b

$$s_{t+1}-f_t = \beta_0 + \beta_1 (d_{t+1}-d_t) + \beta_2 (f_t-s_t) + u_{t+1}$$

(Marzo 1975-Mayo 1993)

β_0	β_1	β_2	Q	CHI2($\beta_0=0$)	CHI2($\beta_1=1$)	CHI2($\beta_2=0$)	CHI2 ($\beta_0=0, \beta_1=1, \beta_2=0$)
(D.T.)	(D.T.)	(D.T.)	(Valor P)	(Valor P)	(Valor P)	(Valor P)	(Valor P)
0,013 (0,01)	1,051 (0,10)	-2,503 (2,04)	25,05 (0,40)	1,271 (0,26)	0,282 (0,60)	1,582 (0,21)	2,27 (0,51)

Q: estadístico de Box & Pierce

(Desv. T.): Desviaciones típicas

CHI2: valor del estadístico que contrasta la hipótesis nula correspondiente

Valor P: Probabilidad asociada al estadístico CHI2. La hipótesis es rechazada para niveles superiores (en porcentaje) al indicado por la Probabilidad y no rechazada para niveles inferiores.

Cuadro 1c

$$s_{t+1}-f_t = \beta_0 + \beta_1 (d_{t+1}-d_t) + \beta_2 (DFT1)_t + u_{t+1}$$

(Diciembre 1975-Mayo 1993)

β_0	β_1	β_2	Q	CHI2($\beta_0=0$)	CHI2($\beta_1=1$)	CHI2($\beta_2=0$)	CHI2 ($\beta_0=0, \beta_1=1, \beta_2=0$)
(D.T.)	(D.T.)	(D.T.)	(Valor P)	(Valor P)	(Valor P)	(Valor P)	(Valor P)
-0,006 (0,01)	0,869 (0,079)	0,0011 (0,003)	27,47 (0,27)	0,353 (0,55)	2,667 (0,10)	0,0195 (0,66)	7,21 (0,07)

Q: estadístico de Box & Pierce

(Desv. T.): Desviaciones Típicas

CHI2: valor del estadístico que contrasta la hipótesis nula correspondiente.

Valor P: Probabilidad asociada al estadístico CHI2. La hipótesis es rechazada para niveles superiores (en porcentaje) al indicado por la Probabilidad y no rechazada para niveles inferiores.

Los resultados previos subrayan que, como en el caso de las relaciones entre el dólar y otras monedas europeas¹⁴, la prima de riesgo a un mes en las relaciones entre la peseta y el dólar es razonablemente explicada por las variaciones anticipadas en el tipo de cambio real. Más aún, la evidencia suscita que el premio forward y, especialmente, el diferencial de los tipos de interés son tomados en cuenta significativamente como elementos básicos del paquete informativo que determinan la prima de riesgo en el mercado de cambios.

Estos resultados se corroboran plenamente cuando se amplía el análisis a los tipos de cambio forward a tres meses. A dicho pazo, todas las estimaciones realizadas presentan autocorrelación entre las perturbaciones a juzgar por los valores muestrales obtenidos del estadístico Q de Box & Pierce. Dicha autocorrelación persistente deriva del solapamiento existente en las observaciones cuando el plazo de maduración de los activos es superior al esquema temporal de los datos observados. Puesto que las observaciones muestrales presentan cadencia mensual y el plazo es trimestral se produce un fenómeno sistemático de superposición de información.

Del estudio de los residuos mínimo cuadráticos bietápicos, en el intento de identificar el esquema relevante, se deduce una estructura de medias móviles de orden tres MA(3), que sin duda es fiel reflejo del solapamiento de las observaciones muestrales y que obliga a incorporar dicho esquema en el método de estimación bietápico.

cuadro2a

$$s_{t+3}-f_t^{t+3} = \beta_0 + \beta_1 (d_{t+3}-d_t) + u_{t+3}$$

(Mayo 1975-Mayo 1993)

β_0 (D.T)	β_1 (D.T)	θ_1 (D.T)	θ_2 (D.T)	θ_3 (D.T)	Q (Valor P)	CHI2($\beta_0=0$) (Valor P)	CHI2($\beta_1=1$) (Valor P)	CHI2($\beta_0=0, \beta_1=1$) (Valor P)
-0,003 (0,0014)	1,043 (0,03)	0,434 (0,063)	0,385 (0,065)	-0,394 (0,06)	14,18 (0,94)	5,1 (0,024)	2,13 (0,144)	7,58 (0,023)

14. Vid.: Levine R. (1991): Ibid. p. 366.

Q: estadístico de Box & Pierce

(D.T): Desviaciones Típicas

θ_i , para $i=1, 2$ y 3 son los coeficientes del esquema MA(3) que son significativamente diferentes de cero

CHI2: valor del estadístico que contrasta la hipótesis nula correspondiente

Valor P: Probabilidad asociada al estadístico CHI2. La hipótesis es rechazada para niveles superiores (en porcentaje) al indicado por la Probabilidad y no rechazada para niveles inferiores.

Cuadro 2b

$$s_{t+3} - f_t^{t+3} = \beta_0 + \beta_1(d_{t+3} - d_t) + \beta_2(DFT1)_t + u_{t+3}$$

(Mayo 1975-Mayo 1993)

β_0 D.T	β_1 D.T	β_2 D.T	θ_1 D.T	θ_2 D.T	θ_3 D.T	Q Valor P	CHI2 $\beta_0=0$ Valor P	CHI2 $\beta_1=1$ Valor P	CHI2 $\beta_2=0$ Valor P	CHI2 $\beta_0=0$ $\beta_1=1$ Valor P
0,002 0,004	1,02 0,03	-0,002 0,001	0,38 0,07	0,32 0,07	-0,43 0,07	14,84 (0,93)	0,21 (0,64)	0,28 (0,60)	1,92 (0,17)	9,86 (0,02)

Q: estadístico de Box & Pierce

(D.T): Desviaciones Típicas

θ_i , para $i=1, 2$ y 3 son los coeficientes del esquema MA(3) que son significativamente diferentes de cero

CHI2: valor del estadístico que contrasta la hipótesis nula correspondiente

Valor P: Probabilidad asociada al estadístico CHI2. La hipótesis es rechazada para niveles superiores (en porcentaje) al indicado por la Probabilidad y no rechazada para niveles inferiores.

Del contraste de la ecuación básica que establece las relaciones entre la prima de riesgo de 3 meses y las variaciones esperadas del tipo de cambio real en el mismo plazo se desprende el rechazo de la hipótesis conjunta para un nivel de significación inferior al 2,25%, mientras que la hipótesis no sería rechazable para niveles inferiores al 2,25%. Por su parte, la hipótesis $\beta_1=1$ que suscita la relación directa entre la prima de riesgo y los movimientos anticipados del tipo de cambio real, no se rechaza, lo que contrasta con la estimación realizada a plazo de un mes.

La incorporación de la variable¹⁵:

$$DFT1 = \sum_{t=1}^{12} \frac{r_t - r_t^*}{12}$$

mejora ligeramente la estimación incrementando el R^2 que pasa de 0,87 a 0,88. Por otra parte, se rechaza la hipótesis conjunta $\beta_0=0$, $\beta_1=1$, $\beta_2=0$ para un nivel de significación superior al 2% aproximadamente y no se rechaza para niveles inferiores. Finalmente, las hipótesis individuales no se rechazan claramente en ninguna circunstancia.

Estos resultados no se ven modificados cuando se incorporan como variables explicativas el premio forward a 3 meses o la propia prima de riesgo a 3 meses retardada, y las estimaciones presentan perfiles francamente similares a los exhibidos por las regresiones que han sido descritas en este epígrafe.

3. ANÁLISIS DEL CAMBIO ESTRUCTURAL

Las estimaciones realizadas no se corresponden estrictamente con un modelo explícito, sino con una condición de paridad en el arbitraje forward. Pese a ello, dado que el período muestral abarca 219 observaciones mensuales, que se corresponden con circunstancias económicas y entornos institucionales muy diversos capaces de incidir sobre el proceso de formación de expectativas que se encuentra en la base de los contrastes realizados, conviene analizar la estabilidad estructural de los parámetros y la significación temporal de los contrastes a realizar.

El cuadro 3 presenta una serie de regresiones, que denominaremos «regresiones móviles», realizadas sucesivamente para muestras razonablemente grandes (63 observaciones), de modo que los test asintóticos alcancen un grado suficiente de fiabilidad.

La primera estimación recoge datos de marzo de 1975 a mayo de 1980. Cada nueva estimación elimina el primer año de la muestra precedente e incorpora un nuevo año, de modo que se recoja la evolución de los coeficientes de las variables para todo el período muestral y pueda observarse la estabilidad de dichos coeficientes.

15. Alternativamente se ha utilizado la variable

$$DFT3 = \sum_{t=1}^{12} \frac{r_{t+n} - r_{t+n}^*}{12}$$

para $n=3$ obteniéndose, como era de esperar, resultados muy similares.

Una primera revisión a todas las regresiones detecta, por un lado, el no rechazo de la hipótesis de incorrelación entre las perturbaciones para todas y cada una de las regresiones en base al valor que toma el estadístico Q de Box & Pierce y, por otro, el carácter no estable de los coeficientes para todo el período considerado, en la ecuación que relaciona la prima de riesgo con las desviaciones de la paridad del poder adquisitivo, ratificado por un contraste de cambio estructural verificado a través de un valor de la $F=23,92$ con una probabilidad asociada de 0%.

Cuadro 3

$$s_{t+1} - \hat{f}_t = \beta_0 + \beta_1(d_{t+1} - d_t) + u_{t+1}$$

Período muestral	β_0 (D.T)	β_1 (D.T)	Q (Valor P)	CHI2($\beta_0=0$) (Valor P)	CHI2($\beta_1=1$) (Valor P)	CHI2($\beta_0=0, \beta_1=1$) R2 (Valor P)	
1975.03/80.05	-0,0011 (0,003)	0,652 (0,128)	11,05 (0,99)	0,108 (0,74)	7,858 (0,005)	7,860 (0,02)	0,03
1976.03/81.05	-0,0004 (0,003)	0,673 (0,13)	9,79 (0,99)	0,017 (0,89)	6,54 (0,01)	6,542 (0,04)	0,05
1977.03/82.05	0,0006 (0,001)	1,059 (0,06)	19,22 (0,74)	0,226 (0,63)	1,21 (0,27)	1,483 (0,48)	0,90
1978.03/83.05	-0,0001 (0,001)	1,066 (0,081)	17,43 (0,83)	0,018 (0,89)	0,658 (0,42)	0,67 (0,71)	0,86
1979.03/84.05	-0,0014 (0,001)	1,099 (0,11)	23,69 (0,48)	1,078 (0,30)	0,869 (0,35)	1,206 (0,55)	0,85
1980.03/85.05	0,0005 (0,001)	0,976 (0,09)	31,44 (0,14)	0,142 (0,71)	0,063 (0,80)	0,144 (0,93)	0,91
1981.03/86.05	0,014 (0,001)	0,920 (0,07)	17,75 (0,81)	2,36 (0,12)	1,273 (0,26)	3,069 (0,21)	0,93
1982.03/87.05	-0,0004 (0,001)	0,951 (0,065)	18,45 (0,78)	0,31 (0,58)	0,840 (0,36)	1,055 (0,59)	0,93
1983.03/88.05	-0,0043 (0,001)	0,773 (0,076)	19,72 (0,71)	9,58 (0,002)	8,82 (0,03)	13,04 (0,001)	0,90
1984.03/89.05	-0,0024 (0,001)	0,829 (0,071)	20,44 (0,67)	5,74 (0,016)	5,78 (0,016)	7,99 (0,018)	0,92
1985.03/90.05	-0,0041 (0,001)	0,814 (0,057)	28,59 (0,23)	15,5 (0,0001)	10,74 (0,001)	16,95 (0,0002)	0,93
1986.03/91.05	-0,0038 (0,001)	0,906 (0,037)	34,34 (0,07)	30,22 (0,00)	6,32 (0,012)	30,71 (0,00)	0,96
1987.03/92.05	-0,0042 (0,001)	0,920 (0,0037)	34,87 (0,07)	33,76 (0,00)	4,90 (0,026)	34,29 (0,00)	0,96
1988.03/93.05	-0,0042 (0,001)	0,909 (0,027)	24,38 (0,44)	40,20 (0,00)	11,355 (0,00)	0,77 (0,02)	0,97

En realidad, las regresiones móviles manifiestan con toda probabilidad la existencia de tres períodos claramente diferenciados. El primero, se extendería desde marzo de 1975 (primera observación muestral) hasta julio de 1977 (el test de Chow ratifica dicho punto de ruptura). La influencia de este período en las regresiones móviles es

bien evidente. Las dos primeras, que incluyen dicha etapa, presentan una escasa influencia de las variaciones del tipo de cambio real esperado sobre la prima de riesgo (el R^2 es muy pequeño) y se rechazan tanto la hipótesis individual $\beta_1=1$ como la hipótesis conjunta $\beta_0=0$, $\beta_1=1$, para niveles de significación del 5%.

Económicamente se trata de un período tumultuoso en el mercado de cambios de la peseta. La sistemática sobrevaluación de la moneda nacional apoyada en la intervención de las autoridades monetarias y el escaso esfuerzo de ajuste de la economía española a la crisis internacional, provocaron una creciente incertidumbre y desconfianza que se saldaron con una intensa devaluación del 31% en julio de 1977. Dicha etapa se caracteriza por bruscos saltos de la prima de riesgo que no son correctamente explicados por las expectativas de los agentes respecto al cambio real esperado.

El segundo período, que transcurre de julio de 1977 a marzo de 1985, se caracteriza por una persistente apreciación de la peseta frente al dólar y, en la misma medida por la sistemática tendencia de la prima de riesgo a adoptar valores positivos. Las expectativas sobre el tipo de cambio real y sus variaciones explican algo más del 90% de la variabilidad de la prima de riesgo. Además, las regresiones sucesivas permiten mantener las hipótesis conjunta $\beta_0=0$, $\beta_1=1$ e individuales contrastadas, remarcando la consistencia de las expectativas de los agentes económicos sobre el tipo de cambio real con el sesgo observado entre el tipo de cambio forward y el spot futuro.

A partir de abril de 1985 se observa un cambio de tendencia asociable a la modificación de la política monetaria norteamericana, que se acentúa el último trimestre de 1986 «cuando las autoridades españolas consideran que el deterioro de nuestra balanza comercial había sido demasiado acusado y decidieron mejorar la competitividad exterior de la economía española promoviendo una depreciación de la peseta»¹⁶.

El contraste secuencial sugiere que a lo largo del período 1985-86 el valor del coeficiente de la variable explicativa (las variaciones esperadas del tipo de cambio real) disminuye sensiblemente y transitoriamente se rechazan las tres hipótesis a contrastar para un nivel de significación del 5%. Con toda evidencia, el cambio de tendencia del valor del dólar en pesetas en los mercados de cambios no es adecuadamente anticipado por los agentes económicos y por un período significativo, la condición de paridad en el arbitraje forward deja de explicar la evolución de la prima de riesgo.

A partir de finales de 1986 y hasta el mes de mayo de 1992 se mantiene la sistemática tendencia depreciadora del dólar, las primas de riesgo se muestran predominantemente negativas (ver gráficos 1 y 2), los estadísticos mejoran y los coeficientes vuelven a tomar valores muy próximos a los observados en el período 1977-85 confirman-

16. Banco de España. Informe Económico, 1986, p. 116.

dose de nuevo la hipótesis de influencia de las expectativas en el tipo de cambio real sobre la prima de riesgo.

El último contraste secuencial correspondiente al período marzo 1988 a mayo 1993 presenta perfiles muy similares a los efectuados para los años precedentes y, sin embargo, entre septiembre de 1992 y mayo de 1993 se producen tres devaluaciones de la peseta que interrumpen e invierten el proceso depreciador del dólar e imponen un brusco cambio de tendencia de los mercados de cambio. De cualquier modo y a la espera de confirmaciones posteriores no parece que estas modificaciones del mercado, ni las devaluaciones de la peseta, hayan sorprendido a los agentes económicos que parecen haber anticipado correctamente dichos acontecimientos.

En el mismo sentido, tampoco parece que el proceso de incorporación de la peseta al Sistema Monetario Europeo, que tiene lugar en junio de 1989, haya supuesto una modificación sustancial en la capacidad de las expectativas de los agentes sobre la evolución del poder de compra para explicar los movimientos de la prima de riesgo en los mercados forward de cambio.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AYUSO, J.; DOLADO, J.J y SOSVILLA-RIVERO, S. (1992): «¿Es el tipo forward un predictor insesgado del tipo spot futuro? El caso del tipo de cambio peseta-dólar reconsiderado», *Rev. Española de Economía*. Monográfico Mercados Financieros Españols, pp. 111-134.
- BANCO DE ESPAÑA (1987): Informe Anual 1986, Madrid.
- CUMBY, R. y OBSTFELD, M. (1984): «International interest rate linkages under flexible exchange rates: A review of recent evidence», en J. Bilson y R.C. Marston (eds.): *Exchange Rate Theory and Practice*. Chicago U.P., Chicago, pp. 121-152.
- FAMA, F. (1970): «Efficient capital markets: A review of theory and empirical work», *Jour. of Finance*, 25, pp. 383-423.
- FAMA, F. y FARBER, A. (1979): «Money, bonds and foreign exchange», *Amer. Econ. Review*, 69, pp. 639-649.
- FAMA, F. y GIBBONS, M. (1984): «A comparison of inflation forecast», *Jour. of Monet. Economics*, 13, pp. 327-348.
- HANSEN, L.P. y HODRIC, R.J. (1980): «Forward exchange rates as optimal predictors of future spot rates: An econometric analysis», *Jour. of Pol. Economy*, 88, pp. 829-853.
- HODRIC, R.J. y SRIVASTAVA, S. (1984): «An investigation of risk and return in forward foreign exchange», *Jour. of Int. Mon. and Finance*, 3 (1), pp. 5-29.
- HUANG, R.D. (1988): «Risk and parity in purchasing power», *Work. Pap., Univ. of Vanderbilt*, pp. 1-31.
- KOURI, P. (1977): «International investment and the interest rate linkages under flexible exchange rates» en R. Aliber (ed.): *The Political Economy of Monetary Reform*. Allandheld. New Jersey.
- LEVINE, R. (1989): «The pricing of forward exchange rates» *Jour of Inter. Mon. and Finance*, 8, pp. 163-179.
- LEVINE, R. (1991): «The forward exchange rate bias», *Jour. of Intern. Econ.*, 30, pp. 359-369.
- LABADIE, P. (1986): «Competitive dynamics risk premia in a overlapping generations model», *Rev. of Econ. Studies*, 53, pp. 139-152.
- KORAJCYK R. (1985): «The pricing of forward contracts for foreign exchange», *Jour. of Polit. Economy*, 93 (2), pp. 346-386.
- PI ANGUITA, J. (1989): «La eficiencia del tipo de cambio peseta-dólar en un contexto multimercado», *Invest. Econ.*, vol. XIII, 1. pp. 167-198.
- RIDRUEJO, Z. (1985): «Análisis de la eficiencia del mercado de cambio forward: El caso español 1977-81», *Invest. Econ.* 26, pp. 39-65.

- SIBERT, A. (1989): «The risk premium in the foreign exchange market», *Jour. of Cred. Mon. and Banking*, 21(1), pp. 49-65.
- SOLNIK, B. (1974): «An equilibrium model of the international capital market», *Jour. of Econ. Theory*, agosto, pp. 500-524.
- SWEENEY, R. (1986): «Beating the foreign exchange market», *Jour. of Finance*, 41 (1), pp. 163-181.